

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ПРОВЕРКА ГИПОТЕЗ О ВИДЕ ФАКТОРНОГО ЗАКОНА ВОЗДЕЙСТВИЯ В СЛУЧАЕ ИЗОЛИРОВАННОГО ДЕЙСТВИЯ ОДНОГО ПОРАЖАЮЩЕГО ФАКТОРА ИСТОЧНИКОВ ЧС

Кандидат техн. наук *А.Ю. Туманов*, кандидат техн. наук *В.В. Монашков*,
В.А. Туманов

Санкт-Петербургский политехнический университет Петра Великого

Выдвинута гипотеза о возможности замены ФЗВ в виде нормального распределения или распределения Вейбула для физических поражающих факторов источников ЧС единым универсальным логарифмически нормальным законом. Статистическая проверка показала, что по критерию Фишера для описания действия поражающих факторов источников ЧС на элементы конструкций предпочтительнее использовать ФЗВ в виде логарифмически нормального закона, чем по закону Вейбула.

Ключевые слова: оценка, ущерб, техногенная авария, потенциально опасные объекты, чрезвычайная ситуация.

STATISTICAL TESTING OF HYPOTHESES ON THE TYPE OF FACTOR LAW OF INFLUENCE IN THE CASE OF ISOLATED ACTION OF ONE STRIKING FACTOR OF THE SOURCES OF EMERGENCY

Ph.D. (Tech.) *A. Tumanov*, Ph.D. (Tech.) *V. Monashkov*, *V. Tumanov*
The Peter the Great St. Petersburg Politechnic University

A hypothesis has been put forward on the possibility of replacing the FHW in the form of normal distribution or distribution of the Weibul for the physical striking factors of the sources of emergency by a single universal logarithmically normal law. Statistical checks have shown that according to Fischer's criterion, it is preferable to use the FHF in the form of a logarithmically normal law in order to describe the actions of the striking factors of the sources of emergency on the elements of the structures.

Keywords: assessment, damage, technological accident, potentially dangerous objects, emergency situation.

Безопасность в чрезвычайных ситуациях в той или иной степени связана с измерениями, а для лиц, связанных с анализом и оценкой риска чрезвычайных ситуаций оценивание опасности и измерение величин поражающих факторов составляют основное содержание их работы. В ходе исследования рассмотрены некоторые основные понятия теории вероятностей и математической статистики, широко используемые в теории измерений, такие как случайная величина, генеральная совокупность и выборка, результат измерения, доверительный интервал. Известно, что охарактеризовать случайную величину можно при помощи закона ее распределения. Под законом распределения случайной величины понимается соответствие, устанавливающее связь между возможными значениями случайной величины и вероятностями принятия этих значений [1].

Целью данной работы является проведение испытаний образцов в целях определения по экспериментальным данным параметров закона распределения случайной скорости встречи осколков разрушенных конструкций промышленного объекта с заданной преградой и глубины его внедрения в нее.

Задачи, которые необходимо решить для реализации вышеописанной цели следующие: проведение натуральных испытаний образцов по разработанной методике [2-7];

обработка статистических данных, и интерпретация полученных результатов для определения вида ФЗВ.

В ходе исследования по разработанной авторами методике получены результаты испытаний, занесенные в протоколы испытаний. Из протоколов испытаний перенесем данные по глубинам внедрения осколков x_i и их скоростям v_i при подлете к преграде в таблицы для статистической обработки определения формы ФЗВ. В табл.1 приведены данные вариант, полученных в результате баллистических испытаний. Сведем их в вариационный ряд в возрастающем порядке с указанием числа наблюдений. Построим статистическое распределение выборки x_i .

Рассчитаем по выборке точечные оценки математического ожидания и среднего квадратичного отклонения. В табл. 1 представлен общий вид дискретного вариационного ряда.

В табл. 2 приведены данные вариант, полученных в результате баллистических испытаний. Сведем их в вариационный ряд в возрастающем порядке с указанием числа наблюдений. Построим статистическое распределение выборки x_i – глубины внедрения осколков в заданную преграду.

Таблица 1

Общий вид дискретного вариационного ряда

Варианты, x_i	x_1	x_2	...	x_k
Частоты, n_i	n_1	n_2	...	n_k

Таблица 2

Фрагмент дискретного вариационного ряда внедрения в преграду полученных в результате испытаний преграды

№ п/п	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Варианты, x_i , мм	3,6	3,71	3,96	4,36	4,5	4,53	4,59	4,65	4,85
№ п/п	10	11	12	13	14	15	16	17	18
Варианты, x_i	4,92	4,96	5,26	5,38	5,44	5,48	5,81	5,97	6,24
№ п/п	19	20	21	22	23	24	25	...	27
Варианты, x_i	6,25	6,37	6,62	6,9	7,07	7,87	7,93	...	8,8

Построим статистическое распределение выборки v_i .

Для этого вычисляют размах варьирования R признака X , как разность между наибольшим и наименьшими значениями признака.

$$R = x_{\max} - x_{\min} \tag{1}$$

В нашем случае $R = 8,8 - 3,6 = 6,2$

Так как в нашем распоряжении имеются данные выборки значения количественного признака полученные в результате примерно 30 наблюдений, то необходимо оценить (приблизительно найти) математическое ожидание и среднее квадратичное отклонение, так как эти два параметра полностью определяет нормальное распределение.

Размах R варьирования признака X делится на k равных частей и таким образом определяется число столбцов (интервалов) в таблице. Число k частичных интервалов выбирают, пользуясь одним из следующих правил:

1) $k \approx \sqrt{n}$

или

2) $k \approx 1 + 3,221 \cdot \ln(n)$ – формула Стерджеса. $k \approx 5,47 \approx 6$

Длина Δ каждого частичного интервала определяется по формуле:

$$\Delta = \frac{R}{k} \tag{2}$$

Получаем $\Delta \approx 1,03333$, округляем до $\Delta = 1,03$, что соответствует количеству знаков после запятой у x_i .

В табл. 3 приведен общий вид интервального вариационного ряда, с возможностью перехода к дискретному виду. За начало первого интервала возьмем x_{\min} , за конец x_{\max} .

В табл. 4 представлены данные для перехода к кумулятивной кривой и эмпирической функции распределения.

На рис. 1 для наглядности представим различные графики статистического распределения – гистограмму для первой выборки. График построен при помощи пакета прикладных программ средства Microsoft Office.

Таблица 3

Общий вид интервального вариационного ряда, с возможностью перехода к дискретному виду

Интервалы-варианты $(\tilde{x}_i; x_i)$	$(x_0; x_1)$	$(x_1; x_2)$...	$(\tilde{x}_{k1}; x_k)$
Частоты n_i	n_1	n_2	...	n_k
Средины интервалов $(\tilde{x}_i; x_i)$	x^{*1}	x^{*2}	...	x^{*n}
Относительные частоты $\tilde{h}_i n_i n$	h_1	h_2	...	h_n

Таблица 4

Расчетная таблица для перехода к кумулятивной кривой и эмпирической функции распределения

	1	2	3	4	5	6
Интервалы-варианты, $(x_{i-1}; x_i)$	3,6–4,63	4,63–5,66	5,66–6,69	6,69–7,72	7,72–8,75	8,75–8,8
Частоты n_i	7	8	6	2	2	1
Средины интервалов	4,115	5,145	6,175	7,205	8,235	8,775
Относительные частоты w_i	0,2692	0,3077	0,2307	0,0769	0,0769	0,0384
Накопленные частоты	0,2692	0,5769	0,8076	0,8845	0,9614	1

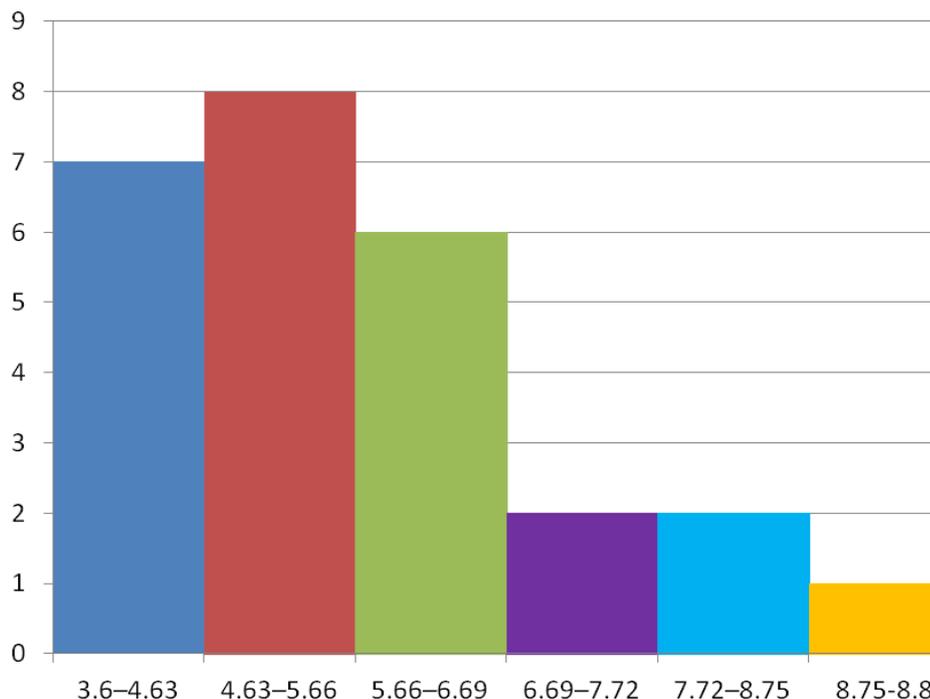


Рис. 1. График статистического распределения. Гистограмма для первой выборки

Как известно, эмпирическая функция распределения (ЭФР) выборки служит для оценки теоретической функции распределения генеральной совокупности.

Построим ЭФР по данному распределению выборки. Решение. По определению ЭФР,

$$F^*(x) = \frac{n_x}{n} \quad (3)$$

где n_x – число вариантов (середин интервалов), меньших x ; n – объем выборки

Данные для построения возьмем из таблицы. Искомая эмпирическая функция:

$$F^*(x) = \begin{cases} 0, & \text{при } x \leq 4,115 \\ 0,2692, & 4,115 \leq x \leq 5,145 \\ 0,5769, & 5,145 \leq x \leq 6,175 \\ 0,8076, & 6,175 \leq x \leq 7,205 \\ 0,8845, & 7,205 \leq x \leq 8,235 \\ 0,9614, & 8,235 \leq x \leq 8,775 \\ 1, & x > 8,775 \end{cases}$$

На рис. 2 представлен полигон относительных частот и теоретическая плотность вероятности глубины внедрения осколков для выборки 1 (приложение В).

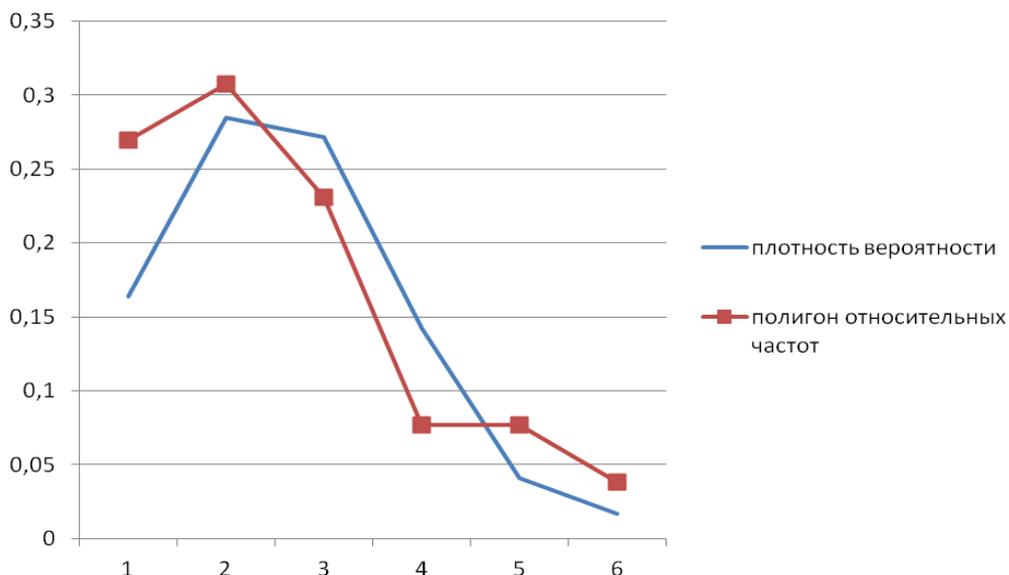


Рис. 2. Полигон относительных частот и теоретическая плотность вероятности глубины внедрения осколков для выборки 1

Перечислим применяемые на практике формулы для вычисления средних значений по массиву данных (выборке) объемом n . Наиболее употребительным средним является арифметическое среднее:

$$x_a = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} \quad (4)$$

Данные для расчета взяты из табл. 1

$$x_a = \bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} = 5,58$$

Арифметическое среднее является наиболее часто встречающейся оценкой математического ожидания.

$$M(x) = \bar{x}$$

Это характерно как для генеральной совокупности, так и для выборки. Выборочная дисперсия. Формула дисперсии:

$$D = \bar{x}^2 - [\bar{x}]^2 \quad (5)$$

Найдем ее для нашей выборки 1.

$$D = 1,76$$

Выборочное среднеквадратичное отклонение (стандарт) определяется как квадратный корень из выборочной дисперсии.

$$\begin{aligned} \sigma_{b=\sqrt{D_b}} \\ \sigma_b = 1,33 \end{aligned} \quad (6)$$

Доверительный интервал — статистическая оценка параметра исследуемого вероятностного распределения, имеющая вид интервала, границами которого служат функции от результатов наблюдений и доверительной вероятности, который с вероятностью P "накрывает" неизвестное значение параметра. Так как математическое ожидание вычислить невозможно, его возможно только оценить, то при нахождении оценки математического ожидания, следует указывать доверительный интервал с соответствующей доверительной вероятностью. Доверительная вероятность P - вероятность достоверности принимаемой гипотезы, характеристика надёжности, полученной по выборке оценки того или иного параметра. Сопутствующим параметром доверительной вероятности P является уровень значимости α – вероятность допущения ошибок.

Зададимся уровнем доверительной вероятности 95%, $\alpha=0,05$.

$$\delta = \frac{t\sigma}{\sqrt{n}} \quad (7)$$

Рассчитаем доверительные интервалы δ Параметр распределения Стьюдента зависит от n размера выборки $\bar{x} - \delta \leq M \leq \bar{x} + \delta$.

$t = 2,06$, $\sigma = 1,33$, среднее арифметическое равно 5,58. Таким образом можно записать:

$$\bar{x} \mp \frac{t\sigma}{\sqrt{n}} = 5,58 \mp 2,06 * \frac{1,33}{\sqrt{27}} = 5,58 \mp 0,52$$

Рассмотрим другие характеристики вариационного ряда.

Вычисление моды для дискретного и интервального вариационного ряда. Модой называют варианту, которая имеет наибольшую частоту. Для дискретного вариационного ряда модой является 4,65, так как имеет наибольшую частоту.

Для интервального вариационного ряда определим интервал, которому соответствует наибольшая частота. Второму интервалу (4,63-5,66) соответствует наибольшая частота $n_2=8$, тогда по формуле вычисляется мода

$$M_0 = x_{k-1} + \frac{\Delta(n_k - n_{k-1})}{2n_k - n_{k-1} - n_{k+1}} \quad (8)$$

Получим $4,63 + 1,03(8-7) / 2 \cdot 5,66 - 4,65 - 6 = 6,17$

Медианой m_0 называют варианту, которая делит вариационный ряд на две части по числу вариантов. Если число вариантов нечетно, то есть $n=2k+1$, $m_0=x_{k+1}$, при четном $n=2k$ медиана $m_0=(x_k+x_{k+1}) / 2$.

Вычислим коэффициент вариации по формуле:

$$V_x = \frac{\sigma_x}{M_x} \quad (9)$$

Полученный коэффициент вариации характеризует относительную ошибку эксперимента. Его можно выразить в процентах – 22,6%.

Определим критерий Фишера в с применением использование функции ЛИНЕЙН в Microsoft Excel.

Факторный закон воздействия можно привести к линейному виду (рис. 3).

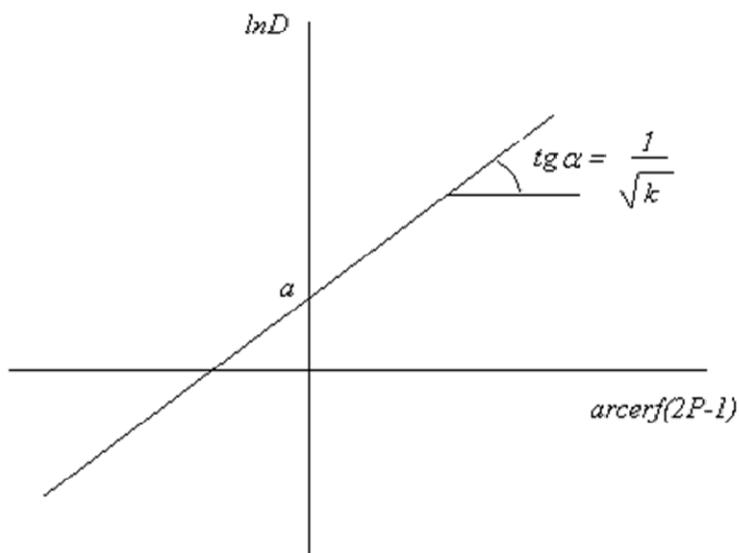


Рис. 3. Линейный вид ФЗВ

Применим метод наименьших квадратов.

$$\ln D = \ln D_{50} + \frac{1}{\sqrt{k}} \operatorname{arcerf}((2P-1))$$

или

$$\operatorname{arcerf}((2P-1)) = \sqrt{k} \ln D - \sqrt{k} \ln D_{50}$$

Логарифмически нормальный факторный закон.

На рис. 4 представлен график ФЗВ (логарифмически нормальный факторный закон).

В табл. 5 представлен состав показателей дополнительной регрессионной статистики. Проведем статистическое исследование с той же выборкой для определения вида ФЗВ для распределения Вейбула. Факторный закон воздействия можно привести к линейному виду методом наименьших квадратов (рис. 5).

По критерию значимости Фишера в с применением функции ЛИНЕЙН в Microsoft Excel получены для логарифмически нормального факторного закона – 46183,23, для Вейбула – 406,09. Чем больше F критерий, тем лучше выборка экспериментальная подходит к выборке построенной из теоретической модели.

Испытания проводились для различных скоростей осколков и различных материалов в рамках исследования изолированного действия ПФ источников ЧС. Испытательная установка после доработки позволяет проводить исследования комбинированного действия двух ПФ. Таким образом, исходя из изложенного, можно сделать вывод, что разработан-

ная методика проведения испытаний образцов позволяет определить по экспериментальным данным параметры факторного логарифмически нормального закона воздействия случайной скорости встречи осколков разрушенных конструкций промышленного объекта с заданной преградой и глубины внедрения в нее.

Статистическая проверка показала, что по критерию Фишера для описания действия ПФ источников ЧС на элементы конструкций технического объекта, не отвергается гипотеза о возможности замены ФЗВ в виде нормального распределения или распределения Вейбула для физических ПФ источников ЧС логарифмически нормальным законом.

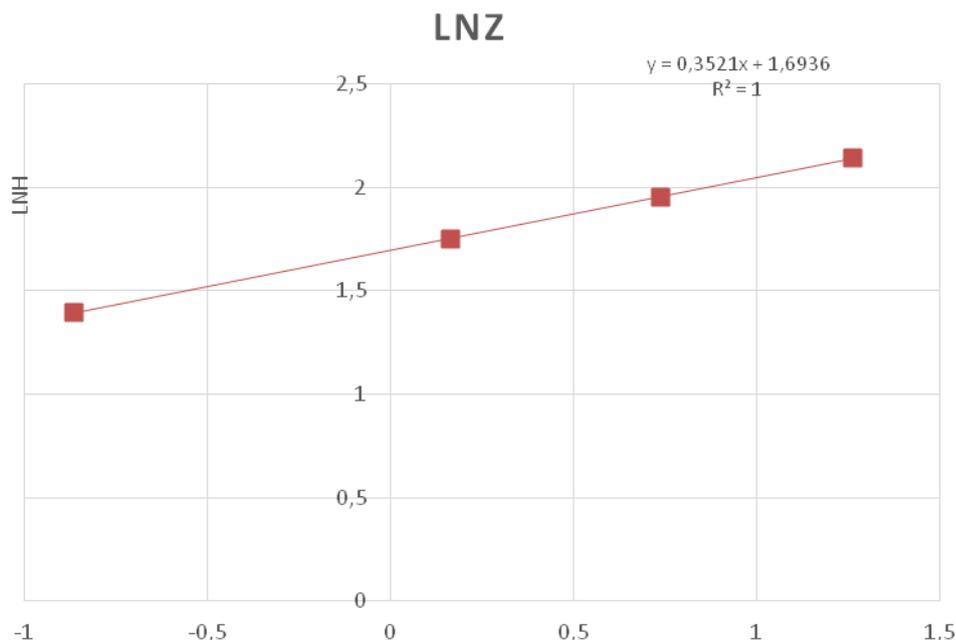


Рис. 4. График ФЗВ (логарифмически нормальный факторный закон)

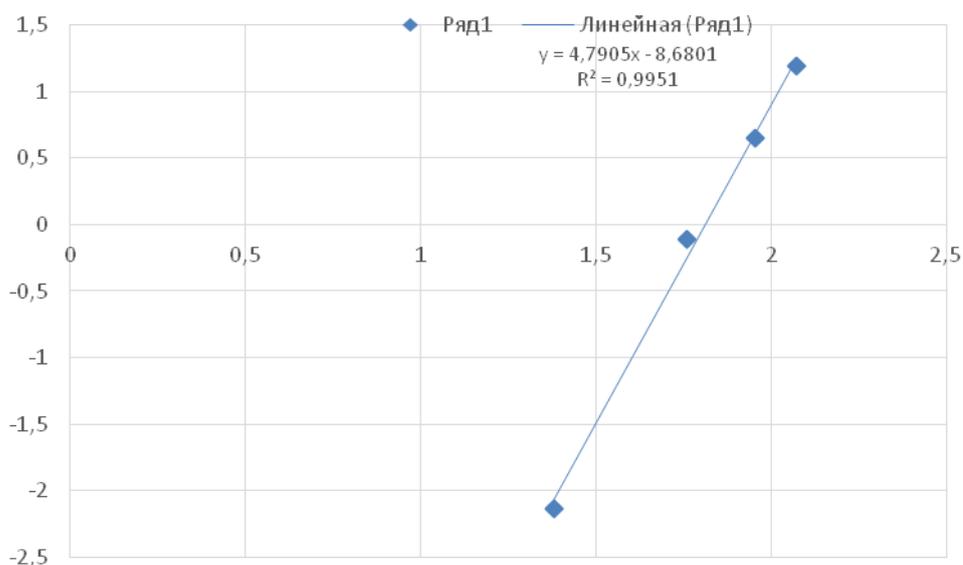


Рис. 5. График ФЗВ (закон Вейбула)

Литература

1. Karmishin A.M., Kireev V.A. Mathematical methods of Pharmacology and Toxicology: monograph/ed. 2-e, revised. and extras. (M.: MGТУ named after n.e.Bauman, 2008. (333 p.: ill.
2. Moody f. 1971 Maximum consumption of single-component two-phase mixture. Proceedings Of ASME. Heat transfer 2 47-56
3. Tumanov A.Yu., Gumenyuk V.I. Scientific methodological fundamentals of risk assessment natural and man-caused emergencies at hazardous technical objects: monograph. Spb.: Polytechnic. - 2018. -135 p.
4. Petrov G. and Tarmaev A. Modeling of railway vehicles movement having deviations in the content of running parts. Proceedings of the International Conference «Aviamechanical Engineering and Transport» (AVENT 2018). Series: Advances in Engineering Research, Atlantis Press, 2018, vol. 158, pp. 410-415. DOI:10.2991/avent-18.2018.79
5. Tumanov A., Gumenyuk V., Tumanov V. Development of advanced mathematical predictive models for assessing damage avoided accidents on potentially-dangerous sea-based energy facility. IOP Conference Series: Earth and Environmental Science 19. Сер. "Energy Management of Municipal Transportation Facilities and Transport, EMMFT 2017" - 2017. С. 012027.
6. Kulinkovich A.V., Sakova N.V. and, Tumanov A.Yu. Development of the Express Method for Controlling Uranium Compounds in Natural Waters in Emergency Situations on Floating Nuclear Thermal Power Plants. (2019) IOP Conf. Ser.: Earth Environ. Sci. 272. № 022016
7. A. Tumanov. Risk Assessment of Accidents During the Transportation of Liquid Radioactive Waste in Multimodal Transport (2019) IOP Conference Series: Earth and Environmental Science, 272. № 032078

Сведения об авторах

Туманов Александр Юрьевич, доцент Санкт-Петербургского государственного политехнического университета Петра Великого. Рабочий адрес: 195251, Санкт-Петербург, ул. Политехническая, 29. toumanov@mail.ru
SPIN-код: 9257-1000

Монашков Виктор Владимирович, доцент Санкт-Петербургского государственного политехнического университета Петра Великого. Рабочий адрес: 195251, Санкт-Петербург, ул. Политехническая, 29. mvv0110@mail.ru
SPIN-код: 9257-1000

Туманов Владимир Александрович, Санкт-Петербургский государственный политехнический университет Петра Великого. Рабочий адрес: 195251, Санкт-Петербург, ул. Политехническая, 29. Электронная почта: sprbus@mail.ru